МЕТОД ЗА ОПРЕДЕЛЯНЕ ФУНКЦИОНАЛНАТА ЗАВИСИМОСТ "НАЧАЛНИ ПАРАМЕТРИ – ОПИТНИ ДАННИ"

проф. дтн Николай Николаев, АНТЕХ-ТФА, E-mail: nikolaev10001@gmail.com
доц. д-р Мариана Трифонова, МГУ "Св. Иван Рилски", E-mail: trifonova.m@mgu.bg

РЕЗЮМЕ
В доклада се разглежда разработката на нов метод за определяне на функционалната връзка между проектните изходни данни (σ_{ci} и m_i) и резултатите от лабораторно изследваните опитни образци. Задачата се осъществява чрез прилагането на редица алгебрични операции върху преработената от Лонде основна зависимост от метода Хоек-Браун. Приема се за изпълнено предполагаемото твърдение на Хоек $m_i = \sigma_{ci}/\sigma_{on}$ където σ_{ci} е якост на натиск и σ_{on} е якост на опън за ненарушените скали. Обработката на опитните данни се извършва посредством статистико-факториалните методи. Направените сравнения между получените резултати от апробацията върху конкретни опитни данни и предлаганите от Хоек формули показват пълно съвпадение.

A METHOD FOR DETERMINING THE FUNCTIONAL DEPENDENCE OF INITIAL "DESIGN PARAMETERS-EXPERIMENTAL DATA"

Prof. DSc N. Nikolaev, nikolaev10001@gmail.com; Assoc.prof. Dr M. Trifonova, trifonova.m@mgu.bg

ABSTRACT
The report examines a new method for determination of the functional relationship between the initial output data involved in the Hoek-Brown (σ_{ci} ; m_i) and the results, obtained from the experimental samples. The task carried out by applying a number of algebraic transformations on the original reworked by Londe basic dependence, proposed by Hoek-Brown. Assuming as fulfilled the supposed statement by Hoek that m_i represents the relation between compressive strength - σ_{ci}, tensile strength - σ_{on}. Processing of the experimental data, a statistical-factorial method was used. The comparisons between the obtained results of the approbations on specific experimental data with these, calculated according to the empirically derived Hoeck's formula show the same results.

1. Въведение

Най-често използваният метод за определяне на критичното състояние на скалните масиви, окръжаващи инженерните изкопни съоръжения, през последните десетилетия е методът, предложен от Хоек-Браун. Важни начални-изходни параметри, участващи в този метод са: якостта на натиск σ_{ci} и бездимензионният коефициент m_i, отнасящи се за ненарушената част на скалните масиви.

За ненарушени скални масиви, респективно скални опитни образци, се приемат тези, намиращи се извън влиянието на каквито и да са изкопни съоръжения и геоложки нарушения, респективно осигурената цялост (ненарушеност на формата) на иззетите пробни опитни образци.

Препоръчва се изпитването на пробните образци да се извършва в цилиндрично обемно напрегнато състояние.

Методът осигурява най-удобната и лесна обработка на опитните данни поради наличието само на два вида напрежения σ_1 и σ_3. Изследването на връзката между тези две напрежения се осъществява с равнинни решения, което от аналитична и геометрична гледна точка е голямо предимство.

2. Цел на настоящия труд

Отчитайки случайният и вероятностен характер на началните изходни проектни величини σ_{ci}, и m_i, да се разработи подходящ математико-статистически факториален метод за определяне на функционалните връзки между опитните данни и стойностите на σ_{ci}, и m_i с достатъчна за практическото им използване точност.

През апробация на получените крайни зависимости върху реално изследвани в цилиндрично обемно напрегнато състояние опитни образци, да се демонстрира опитен модел за използване в практиката.

3. Теоретична обосновка на метода

Един подходящ фундамент за решаване на поставената задача се явява предложеното от Лонде [5] оригинално решение, основаващо се на подходящо преработване на основните формули на метода Хоек-Браун и отнасящи се за скали с GSI ≥ 25.

Чрез редица алгебрични преобразувания на основната зависимост на Хоек (за скали с GSI ≥ 25)

$$\sigma_1 = \sigma_3 + \sigma_{ci}\,(m_i \frac{\sigma_3}{\sigma_{ci}} + 1)^{0,5},$$

отнасяща се за ненарушен скален масив, респективно скални опитни образци, Лонде достига до две нови променливи S_1 и S_3 свързани със σ_1, σ_3 и m_i по следният начин:

$$S_1 = \frac{\sigma_1}{m_i \sigma_{ci}} + \frac{1}{m_i^2}; \qquad S_3 = \frac{\sigma_3}{m_i \sigma_{ci}} + \frac{1}{m_i^2} \tag{1}$$

При сравнението на множество опитни данни от различни скални разновидности, но с GSI > 25, той показва, че критичното им напрегнато състояние се изразява (описва) от една единствена (обща) параболична крива, която, изобразена в координатната система S_1, S_3, е с уравнението:

$$S_1 = S_3 + \sqrt{S_3} \tag{2}$$

Ако, използвайки зависимостите (1) се извади S_3 от S_1, се получава:

$$S_1 - S_3 = \frac{\sigma_1 - \sigma_3}{m_i\,\sigma_{ci}},$$

а след използването и на (2) следва:

$$(S_1 - S_3)^2 = \left(\frac{\sigma_1 - \sigma_3}{m_i\,\sigma_{ci}}\right)^2 = S_3 \tag{3}$$

Както ще се установи в последствие, това е и първият основен факториален оператор на бъдещата статистическа система [1], [2].

Замествайки (3) във второто уравнение (1), след известни алгебрични операции, се записва следната окончателна зависимост:

$$\sigma_{ci}^2 = (\sigma_1 - \sigma_3)^2 - \sigma_3\, m_i \sigma_{ci} \tag{4}$$

През 1980 г. Хоек изказва предположението, че:

$$m_i = \frac{\sigma_{ci}}{\sigma_{\text{оп}}}, \tag{5}$$

където: σ_{ci} – якост на натиск в ненарушен скален масив;
$\sigma_{\text{оп}}$ – якост на опън.

До настоящия момент не е известно наличието на доказателство за това твърдение, а няма и косвено показване, че то е вярно.

В настоящия труд се прави опит, използвайки (5), да се търсят решения за σ_{ci}^2, m_i и r^2 и ако крайните резултати за тези и показатели съвпадат с получените по формулите, предложени от Хоек, то това ще покаже косвено, че твърдение (5) е вярно. Тук следва да се отбележи, че публикуваните формули за σ_{ci}^2,, m_i и r^2 [5], предложени от Хоек, са дадени в краен вид като не се отбелязва как са изведени, нито се споменава друг литературен източник където това е изяснено. Твърдението за апробацията им в дългогодишната практика на автора засега ще се приеме като косвено доказателство.

След заместването на (5) в (4) и последващото решение спрямо σ_{ci}^2 се получава следната окончателна зависимост за σ_{ci}^2:

$$\sigma_{ci}^2 = \frac{\sigma_{\text{оп}}(\sigma_1 - \sigma_3)^2}{\sigma_{\text{оп}} + \sigma_3} \tag{6}$$

Както ще проличи в последствие произведението $m_i\sigma_{ci}$, участващо в (4), ще намери приложение и в много от останалите оперативни зависимости. С цел постигането на по-простен запис се приема означението:

$$A_1 = m_i\sigma_{ci} \tag{7}$$

Използвайки (4), (6) и (7) се достига до:

$$A_1 = \frac{(\sigma_1 - \sigma_3)^2}{\sigma_{\text{оп}} + \sigma_3} \tag{8}$$

Стохастическият подход към решението на задачата изисква използването на усреднените сумарни опитни данни, което води до основните средни статистически оператори [1] [2] [6] $\frac{\sum(\sigma_1-\sigma_3)}{n}$ и $\frac{\sum\sigma_3}{n}$ и съответното изменение на (6) и (8)

$$\sigma_{ci}^2 = \frac{\sigma_{\text{оп}}\sum(\sigma_1 - \sigma_3)^2}{n\sigma_{\text{оп}} + \sum\sigma_3} \tag{9}$$

и

$$A_1 = \frac{\sum(\sigma_1 - \sigma_3)^2}{n\sigma_{\text{оп}} + \sum\sigma_3}\ , \tag{10}$$

където n – брой на опитните данни.

Получените релации от (4) до (10) предсказват, че операторите, които може да участват при общата статистическа обработка, са всички възможни комбинации от основните оператори $\sum\sigma_3$ и $\sum(\sigma_1 - \sigma_3)^2$, т.е. още $\sum\sigma_3^2$, $\sum\sigma_3(\sigma_1 - \sigma_3)^2$ и $\sum(\sigma_1 - \sigma_3)^4$ [6] [7].

Основните оператори $\sum\sigma_3$ и $\sum(\sigma_1 - \sigma_3)^2$ са, така наречените, прости оператори т.е. те не притежават "дисектни аналози". Сложните оператори $\sum\sigma_3^2$, $\sum\sigma_3(\sigma_1 - \sigma_3)^2$ и $\sum(\sigma_1 - \sigma_3)^4$ притежават следните съответни дисектни аналози $\sum\sigma_3^2$, $\sum\sigma_3\sum(\sigma_1 - \sigma_3)^2$ и $[\sum(\sigma_1 - \sigma_3)^2]^2$.

Образуваните алгебрични разлики между сложните оператори и техните съответстващи аналози определят реалното парциално отклонение, отговарящо за съответния случай, т.е. привидната парциална дисперсия за конкретния оператор.

Определянето на функционалната зависимост между операторите и $\sigma_{\text{оп}}$ изисква да се намери различаващ се по структура израз за $m_i\sigma_{ci}$ от този в (10), който да осигурява наличието на част от споменатите по-горе сложни оператори. Новият, различаващ се от (10) аналог на $m_i\sigma_{ci}$ ще се означи с A_2.

Очевиден е фактът че A_1 и A_2 трябва да с еднакви по стойност.

Поставената задача се постига чрез решаването на уравнение (4) спрямо $m_i\sigma_{ci} = A_2$. В получената зависимост σ_{ci}^2 се замества с (6).

След необходимите алгебрични операции и анулирането на единия от членовете в знаменателя а именно $\sigma_{\text{оп}} \frac{\sum \sigma_3}{n}$, който, при достатъчен брой опитни данни, е незначителен от практически гледна точка спрямо другия член в знаменателя, се получава окончателно:

$$A_2 = \frac{\sum \sigma_3 (\sigma_1 - \sigma_3)^2}{\sum \sigma_3^2} \tag{11}$$

и след преобазуването му в стохастическия му вид, се получава в съкратен вид следната зависимост:

$$A_2 = \frac{n \sum \sigma_3\,(\sigma_1 - \sigma_3)^2 - \sum \sigma_3 \sum\,(\sigma_1 - \sigma_3)^2}{n \sum \sigma_3^2 - (\sum \sigma_3)^2} \tag{12}$$

Приравнявайки A_1 и A_2, след решаване на полученото равенство спрямо $\sigma_{\text{оп}}$, се получава:

$$\sigma_{\text{оп}} = \frac{\sum\,(\sigma_1 - \sigma_3)^2 \left[\sum \sigma_3^2 - \frac{(\sum \sigma_3)^2}{n}\right]}{n \sum \sigma_3\;(\sigma_1 - \sigma_3)^2 - \sum \sigma_3 \sum (\sigma_1 - \sigma_3)^2} - \frac{\sum \sigma_3}{n} \tag{13}$$

Определянето на коефициента на регресия т.е., точността на изводите, изразена чрез квадрата на процентния коефициент, или с други думи, получените относителни отклонения на крайните резултати от възможните реални r^2 се определя по методите на корелационния анализ [1][2].

Подробният извод на r^2 е свързан с допълнителни обемисти изследвания, които биха надхвърлили допустимият обем на доклада, поради което ще се съкратят. Окончателния вид на изследването води до краткото отношение:

$$r^2 = \frac{A_1}{K},$$

където k следва да бъде определено допълнително.

Характерът на поставената задача показва, че корелационната връзка на K с част от цитираните по-горе оператори е от вида:

$$K = \frac{\sum (\sigma_1 - \sigma_3)^4}{\sum \sigma_3\;(\sigma_1 - \sigma_3)^2}$$

и след преминаването и към стохастическия й вид се трансформира в:

$$K = \frac{\sum\,(\sigma_1 - \sigma_3)^4 - \left[\sum (\sigma_1 - \sigma_3)^2\right]^2}{n \sum \sigma_3\;(\sigma_1 - \sigma_3)^2 - \sum \sigma_3 \sum (\sigma_1 - \sigma_3)^2} \tag{14}$$

4. Апробация на получените функционални зависимости

За примерното изпробване на крайните формули за σ_{ci}^2, m_i и r^2 ще се използват реално получените данни от Франклин и Хоек, публикувани в [5].

Опитите са проведени с натоварването на сондажни ядки, подложени на цилиндрично обемно напрегнато състояние с помощта на специално хидравлично устройство. Образците са били подлагани на предварително зададено радиално на кръглото напречно сечение на цилиндричните образци натоварване σ_3. Последващото натоварване σ_1 е насочено по телесната ос на цилиндъра и достига до разрушаването на опитния образец.

В цитираната литература (5) са дадени само получените стойности за σ_3 и σ_1 за три скални разновидности а именно гранити, кварц-долерити и мрамори. Статистическа обработка на получените данни липсва.

Табл. 1

N	σ_3	σ_1	σ_3^2	$\sigma_1-\sigma_3$	$(\sigma_1-\sigma_3)^2$	$\sigma_3(\sigma_1-\sigma_3)^2$	$(\sigma_1-\sigma_3)^4$
1	5.0	333.8	25.00	328.8	108109.44	540547.20	11687651017.11
2	0.0	315.0	0.00	315.0	99225.00	0.00	9845600625.00
3	23.9	453.6	571.21	429.7	184642.09	4412945.95	34092701399.57
4	0.0	311.4	0.00	311.4	96969.96	0.00	9403173142.40
5	0.0	314.4	0.00	314.4	98847.36	0.00	9770800578.97
6	6.9	390.5	47.61	383.6	147148.96	1015327.82	21652816429.08
7	20.7	457.1	428.49	436.4	190444.96	3942210.67	36269282789.40
8	1.3	328.3	1.69	327.0	106929.00	139007.70	11433811041.00
9	0.0	315.7	0.00	315.7	99666.49	0.00	9933409228.92
10	28.3	474.6	800.89	446.3	199183.69	5636898.43	39674142362.02
11	31.0	496.4	961.00	465.4	216597.16	6714511.96	46914329720.07
12	17.2	422.6	295.84	405.4	164349.16	2826805.55	27010646392.71
13	42.1	552.2	1772.41	510.1	260202.01	10954504.62	67705086008.04
14	44.1	561.2	1944.81	517.1	267392.41	11792005.28	71498700925.61
15	34.7	448.9	1204.09	414.2	171561.64	5953188.91	29433396319.49
16	20.2	410.9	408.04	390.7	152646.49	3083459.10	23300950909.32
17	0.0	305.1	0.00	305.1	93086.01	0.00	8665005257.72
18	10.3	341.9	106.09	331.6	109958.56	1132573.17	12090884917.27
19	34.5	497.8	1190.25	463.3	214646.89	7405317.71	46073287386.67
20	0.0	272.9	0.00	272.9	74474.41	0.00	5546437744.85
21	42.9	514.8	1840.41	471.9	222689.61	9553384.27	49590662401.95
22	13.7	380.7	187.69	367.0	134689.00	1845239.30	18141126721.00
23	0.0	210.7	0.00	210.7	44394.49	0.00	1970870742.36
24	0.0	275.8	0.00	275.8	76065.64	0.00	5785981588.61
25	0.0	312.0	0.00	312.0	97344.00	0.00	9475854336.00
26	21.7	467.2	470.89	445.5	198470.25	4306804.43	39390440135.06
27	0.0	331.8	0.00	331.8	110091.24	0.00	12120081124.74
28	7.4	344.6	54.76	337.2	113703.84	841408.42	12928563230.75
29	3.5	284.7	12.25	281.2	79073.44	276757.04	6252608913.43
30	0.0	267.5	0.00	267.5	71556.25	0.00	5120296914.06
31	0.0	299.7	0.00	299.7	89820.09	0.00	8067648567.61
32	27.6	489.0	761.76	461.4	212889.96	5875762.90	45322135068.80
33	2.4	341.0	5.76	338.6	114649.96	275159.90	13144613328.00
34	37.0	512.7	1369.00	475.7	226290.49	8372748.13	51207385864.44
35	0.0	214.4	0.00	214.4	45967.36	0.00	2112998185.37
36	13.9	364.0	193.21	350.1	122570.01	1703723.14	15023407351.40
37	0.0	273.7	0.00	273.7	74911.69	0.00	5611761298.66
38	0.0	278.9	0.00	278.9	77785.21	0.00	6050538894.74
Суми	490.3		14653.15		5169044.22	98600291.59	839319088862.20

Настоящата апробация ще се проведе върху получените опитни резултати от кварц-долеритите и мраморите. Приема се проверката да се извърши върху два отделни случая, за да се докаже съществуването на повторяемост на съвпадението с резултатите, получения от формулите на Хоек.

4А. Изчисления на σ_{ci}^2, m_i и r^2 за кварц-долеритите

- Определяне на $\sigma_{\text{оп}}$ съгласно формула (13) и Табл. 1: $\sigma_{\text{оп}} = 21.87 \approx 22$MPa
- Определяне на σ_{ci}^2 съгласно формула (9) и Табл.1: $\sigma_{ci}^2 = 86199$ или
$$\sigma_{ci} = 293.59 \approx 294 \text{ MPa}$$
- Съгласно формула (10) и Табл.1: $\text{A}_1 = 3927$
- За m_i съгласно изведената зависимост $m_i = \frac{\sigma_{ci}}{\sigma_{\text{оп}}} = 13.4 \approx 13$
- Съгласно предполагаемата от Хоек зависимост $m_i = \frac{A_1}{\sigma_{ci}} = 13.36 \approx 13$
- Съгласно формула (14) и Табл.1: $K = 3955$ или $r^2 = \frac{A_1}{K} = 0.99$

4Б. Изчисления на σ_{ci}^2, m_i и r^2 за мраморите

Табл. 2

N	σ_3	σ_1	σ_3^2	$\sigma_1 - \sigma_3$	$(\sigma_1 - \sigma_3)^2$	$\sigma_3(\sigma_1 - \sigma_3)^2$	$(\sigma_1 - \sigma_3)^4$
1	2.2	111.6	4.84	109.4	11968.36	26330.39	143241641.09
2	3.9	119.1	15.21	115.2	13271.04	51757.06	176120502.68
3	0.0	93.1	0.00	93.1	8667.61	0.00	75127463.11
4	16.2	156.4	262.44	140.2	19656.04	318427.85	386359908.48
5	30.9	205.9	954.81	175.0	30625.00	946312.50	937890625.00
6	10.5	131.1	110.25	120.6	14544.36	152715.78	211538407.81
7	21.8	179.2	475.24	157.4	24774.76	540089.77	613788733.06
8	0.0	90.3	0.00	90.3	8154.09	0.00	66489183.73
9	39.1	234.4	1528.81	195.3	38142.09	1491355.72	1454819029.57
10	47.5	263.1	2256.25	215.6	46483.36	2207959.60	2160702756.89
11	25.2	128.1	635.04	102.9	10588.41	266827.93	112114426.33
12	0.0	93.2	0.00	93.2	8686.24	0.00	75450765.34
13	35.2	217.2	1239.04	182.0	33124.00	1165964.80	1097199376.00
14	51.7	262.2	2672.89	210.5	44310.25	2290839.93	1963398255.06
Суми	284.2		10154.82		312995.61	9458581.32	9474241074.15

- Определяне на $\sigma_{\text{оп}}$ съгласно формула (13) и Табл. 2: $\sigma_{\text{оп}} = 11.3$MPa
- Определяне на σ_{ci}^2 съгласно формула (9) и Табл.2: $\sigma_{ci}^2 = 7860.6 \approx 7861$ или
$$\sigma_{ci} = 88.7 \approx 89 \text{ MPa}$$
- Съгласно формула (10) и Табл.2: $\text{A}_1 = 714.6 \approx 715$
- За m_i съгласно изведената зависимост $m_i = \frac{\sigma_{ci}}{\sigma_{\text{оп}}} = 8.03 \approx 8$
- Съгласно предполагаемата от Хоек зависимост $m_i = \frac{A_1}{\sigma_{ci}} = 8.09 \approx 8$
- Съгласно формула (14) и Табл.2: $K = 796.5 \approx 797$ или $r^2 = \frac{A_1}{K} = 0.897 \approx 0.9$

При проектирането на по-дълговечни изкопни съоръжения изискванията към определяне на началните параметри са по-високи. Обикновено се предлага долната граница на r^2>0.95.

Полученият резултат за мраморите обаче е по-нисък. За подобряване на този показател, респективно и на всички други от които той се влияе, се налага да се направи оглед на получените опитни резултати. Тази проверка има за цел да се изключат тези опитни данни, които се отклоняват рязко от общия характер на разпределението им.

В математическата статистика съществува специален метод за провеждането на тази операция. Методът е свързан с използването на обемиста таблица, необходима за определяне на граничните стойности на достоверността. Това налага да се използва друг по-кратък приблизителен метод. Един удобен от практическа точка е методът за определяне на най-близкото до действителните разпределения на за σ_1 и σ_3 регресионно уравнение. В случая за мраморите това уравнение е правата

$$\overline{\sigma_1} = 3.328\sigma_3 + 95.64 \tag{15}$$

Следва определяне стойностите на $\overline{\sigma_1}$ съгласно зададените стойности на σ_3 (от 1 до 14). Определя се разликата между $\overline{\sigma_1}$ и σ_1, където σ_1, са реалните опитни данни. Направеното сравнение на получените разлики ($\overline{\sigma_1} - \sigma_1$) показват, че опит № 11 (Табл. 2) дава най-голямо отклонение, а именно:

$$\overline{\sigma_1} - \sigma_1 = 179.52 - 128.1 = 51.42$$

Другото най-голямо отклонение е за опит № 2 и по абсолютна стойност е равно на 10,48, или 4,91 пъти по-малко от 51,42.

Тази констатация налага опитните данни за № 11 да се изключат като неотговарящи да условията за "ненарушена проба".

Получените коригирани данни след изключването на опит № 11 са следните:

$$\sum \sigma_3 = 259; \quad \sum \sigma_3^2 = 9519.78; \quad \sum (\sigma_1 - \sigma_3)^2 = 302407.55$$

$$\sum \sigma_3 (\sigma_1 - \sigma_3)^2 = 9191753.4; \quad \sum (\sigma_1 - \sigma_3)^4 = 9362126650.39; \quad n = 13$$

Изчисления за Мраморите с коригираните данни вар. II

- $\sigma_{\text{оп}} = 12.11\text{MPa}$
- $\text{A}_1 = 728.7 \approx 729$
- $\sigma_{ci}^2 = 8744. \approx 8744$ или $\sigma_{ci} = 93.5 \approx 94$ MPa
- $m_i = 7.76 \approx 8$ и съгласно $m_i = \frac{\sigma_{ci}}{\sigma_{\text{оп}}} = 7.83 \approx 8$

Разликата между стойностите за m_i, получени по двете формули се дължи на различните по големина закръгления в показателите, участващи в две различни по състав формули.

$$K = 734.95 \approx 735 \text{ или } r^2 = \frac{A_1}{K} = 0.992 \approx 0.99$$

Както се вижда от получените резултати след изключването на данните за опит № 11 и операторите му, стойностите на всички изчислени показатели са се повишили като повишението на r^2 вече покрива изискванията r^2>0.95. Това ще доведе и до по-значително намаление на стойността за изграждането на съответното изкопно съоръжение.

Високата точност за получената група от опитни данни, при сравнително малък брой опити – 13, се дължи на сравнително малкото им разсейване (малката дисперсия). От публикуваните и от други автори изследвания върху якостните показатели на италианските мрамори, може да се потвърди че това свойство е характерно за тях.

5. Косвено потвърждение на практическата стойност на предложения метод

Едно потвърждение за "достоверността", в обикновения смисъл на тази дума, е сравнението на получените данни, отбелязани в Таблица 3, между изчисленията по предложените формули от Хоек и тези по новопредложения метод.

Табл. 3

<table>
<tr><th rowspan="2">Вид скала</th><th colspan="2">Стойност на показателите</th></tr>
<tr><th>По Хоек</th><th>По новия метод</th></tr>
<tr><td>Кварц-долерити</td><td>$\sigma_{ci}^2 = 86183.98$;
$\sigma_{ci} = 293.57$
$m_i = 13.427 \quad r^2 = 0.993$</td><td>$\sigma_{ci}^2 = 86183.78$;
$\sigma_{ci} = 293.57$
$m_i = 13.427 \quad r^2 = 0.993$</td></tr>
<tr><td rowspan="4">Мрамори</td><td>Първи вариант при n=14</td><td>Първи вариант при n=14</td></tr>
<tr><td>$\sigma_{ci}^2 = 7985.45$;
$\sigma_{ci} = 89.36$
$m_i = 7.92 \quad r^2 = 0.888$</td><td>$\sigma_{ci}^2 = 7985.42$;
$\sigma_{ci} = 89.36$
$m_i = 7.92 \quad r^2 = 0.888$</td></tr>
<tr><td>Втори вариант при n=13</td><td>Втори вариант при n=13</td></tr>
<tr><td>$\sigma_{ci}^2 = 8790.096$;
$\sigma_{ci} = 93.756$
$m_i = 7.748 \quad r^2 = 0.988$</td><td>$\sigma_{ci}^2 = 8790.102$;
$\sigma_{ci} = 93.756$
$m_i = 7.748 \quad r^2 = 0.988$</td></tr>
</table>

В [5] не са дадени подробности по начина на извеждане на предложените зависимости, а също така не е отбелязан и друг литературен източник, в който да са публикувани по големи подробности за това. Въпреки това може да се доверим на отбелязаното твърдение, че те са потвърдени опитно от бележития учен.

С цел да се намали обемът на доклада ще се пропуснат подробните сравнителни изчисления като за сведение ще се публикуват само крайните резултати.

С цел да се определи степента на съвпадение на данните, изчислени по двата метода, ще се избегнат нормалните в практиката за кръгления, както на междинните така и накрайните резултати. За създаване на възможност за проверовъчни сравнения, ще се приложат и оригиналните формули, публикувани от Хоек, а именно:

$$\begin{cases} \sigma_{ci}^2 = \frac{\sum(\sigma_1-\sigma_3)^2}{n} - \frac{\sum\sigma_3}{n}\left[\frac{n\sum\sigma_3(\sigma_1-\sigma_3)^2-\sum\sigma_3\sum(\sigma_1-\sigma_3)^2}{n\sum\sigma_3^2-(\sum\sigma_3)^2}\right] \\ m_i = \frac{1}{\sigma_{ci}}\left[\frac{n\sum\sigma_3(\sigma_1-\sigma_3)^2-\sum\sigma_3\sum(\sigma_1-\sigma_3)^2}{n\sum\sigma_3^2-(\sum\sigma_3)^2}\right] \\ r^2 = \frac{\left[n\sum\sigma_3(\sigma_1-\sigma_3)^2-\sum\sigma_3\sum(\sigma_1-\sigma_3)^2\right]^2}{\left[n\sum\sigma_3^2-(\sum\sigma_3)^2\right]\left[n\sum(\sigma_1-\sigma_3)^4-(\sum(\sigma_1-\sigma_3)^2)^2\right]} \end{cases} \tag{16}$$

Получените сравнителни данни между формули (16) и тези по предложения нов метод са дадени в Табл. 3.

От таблица 3 се вижда, че получените стойности за началните параметри, определени по двата метода съвпадат. Малки различия има само при показателя σ_{ci}^2, но те не са съществени. Стойностите на останалите са еднакви за някои до втория знак след десетичната точка, а за някои даже и до третия знак.

6. Заключение

Предложен е нов метод, който в механичната аналитична част се базира на преработения метод на Хоек, предложен от Лонде. В основата на механичната част са получените чрез подходяща обработка на формулите на Лонде основни оператори за бъдещото преминаване към статистическата част на доклада.

Крайните зависимости са резултат от приетото предполагаемо равенство $m_i = \sigma_{ci}/\sigma_{\text{оп}}$, изказано от Хоек през 1980.

Получените резултати, отбелязани в Табл. 3 показват за пръв път (от 1980 г. досега), че предположението $m_i = \sigma_{ci}/\sigma_{\text{оп}}$ е вярно.

Съставените формули за отделните показатели (σ_{ci}, m_i, и r^2) са по-удобни за ползване при изчислителните операции с обикновени технически калкулатори и дават ориентировъчни данни за $\sigma_{\text{оп}}$.

Предложените обработки на опитните резулти, описани в апробациите върху два вида скални разновидности, може да послужат като практическо ръководство при проектните изчисления. При голям брой на опитните данни обикновено за част от сумите на операторите се получават значения с много големи стойности. В такива случаи е по-удобно да се използват формулите, при които са отбелязани средните стойности на сумите като $\frac{\sum \sigma_3(\sigma_1-\sigma_3)^2}{n}$; $\frac{\sum(\sigma_1-\sigma_3)^4}{n}$ и т.н.

Не трябва обаче да се забравя, че предложеният метод е предназначен само за скали с GSI≥25.

Методът е удобен за компютърна реализация.

Литература

1. Болотин В. В. Статистические методы в строительной механике, строительству и срхитектуре, Москва 1961.
2. Боголюбов Н. Н. (мл), Б. И. Садовников. Некоторые вопросы статистической механики, "Высшая школа", Москва 1975.
3. Николаев Н., В. Парушев. Вероятностна оценка на функционалната връзка на опитните данни, "Доклади на X конференция по геомеханика", Варна, 19 – 23 септември 2022.
4. Biot A. Experimental methods in engineering seismology. Proc. Americ. Sec. Civ. Engineers, Vol. 843, 1998.
5. Carranza C-Torres, C. Fairhurst. Application of the Convergence – Confenement Method of Tunnel Design to Roc. Masses. That Satisfy the Hoek-Brown Criterion. Tunneling and underground Space technology, Vol. 15, № 2.2000, Pergamon. USA
6. Christine Müler. Warschainlichkeitsrechnung und Statistik in den Ingenieurwissenschaften. Technische Universität Dortmund 2000.
7. Gitti Poolo. Mathematical statistic for ingeneers Roat edglee, Milano, 2019.